中国农业大学学报 1998,3(6):95～98
Journal of China Agricultural University

车辆故障数据处理方法的蒙特卡洛模拟

姜 华[①] 曹正清 余 群
(中国农业大学车辆工程学院)

摘 要 提出了一种车辆可靠性分析中威布尔分布的参数估计公式,并用蒙特卡洛法进行模拟验证。模拟结果表明,参数估计公式正确,采用蒙特卡洛法进行模拟验证可行。

关键词 车辆;故障分析;数据处理;蒙特卡洛模拟
中图分类号 U 462.35

Monte Carlo Simulation for Data Process Mehtod of Vehicle Failures

Jiang Hua Cao Zhengqing Yu Qun
(College of Vehicle Engineering,CAU)

Abstract An estimation formula of parameters of Weibull Distribution in reliability analysis is presented and tested by the Monte Carlo method. The Monte Carlo simulation test results show that this parameter estimation formula is correct.

Key words vehicle; failure analysis; data process; Monte Carlo simulation

目前我国车辆的早期故障("三包"期内的故障)较多。分析早期故障发生的规律对提高车辆产品的可靠性很有价值。笔者根据可修复产品数据的特点,提出不规则截尾或有中止试样的威布尔分布的参数估计公式,并用蒙特卡洛法进行模拟验证。

1 车辆故障数据的特点

对多台车进行可靠性试验、加速寿命试验或在正常使用过程中,可获得如下形式的整车或部件(总成)的车辆故障数据(其试验截止时间可以相同,也可以不同):

$$\left.\begin{matrix} T_{11},T_{12}\cdots T_{1n1} & T_{1n10} \\ \cdots\ T_{ij}\ \cdots\ T_{ini} & T_{ini0} \\ T_{k1},T_{k2}\cdots T_{knk} & T_{knk0} \end{matrix}\right\} \tag{1}$$

对于(1)中的数据,后者减去前者即得故障间隔值

$$\left.\begin{matrix} X_{11},X_{12}\cdots X_{1n1} & X_{1n10} \\ \cdots\ X_{ij}\ \cdots\ X_{ini} & X_{ini0} \\ X_{k1},X_{k2}\cdots X_{knk} & X_{knk0} \end{matrix}\right\} \tag{2}$$

式中:X_{ij}为第 i 台第 j 个故障间的工作时间;T_{ij}为第 i 台第 j 个累积工作时间;n_i 为第 i 台总故障数;k 为统计的总台数;X_{ini0}为第 i 台无故障截止时间,它们互不相同,故称为不规划截尾数

收稿日期:1998-04-01

①姜 华,北京清华东路 17 号 中国农业大学(东校区)213 信箱,100083

据或有中止试样数据；T_{ini0}为第 i 台试验结束时的累积工作时间，若车辆试验以故障结束，则 $T_{ini0}=T_{ini}$。

当数据(1)遵从更新过程，数据(2)常用威布尔分布模型来描述。下文给出这种数据的威布尔分布公式的主要推导过程和结果。

2　威布尔分布的参数估计公式[1]

设任意一个分布概率密度为 $f(x,\theta_1,\theta_2,\cdots)$，累积概率为 $F(x,\theta_1,\theta_2,\cdots)$，其中 $\theta_1,\theta_2,\cdots$即为欲估计的分布参数。将数据(2)中各系统故障间隔值，按从小到大的顺序重新排列，先从第1个系统着手分析。按顺序统计量理论得：

第1个系统的似然函数

$$L_1=(n_1+1)!\prod_{j=1}^{n_i} f(x_{ij},\theta)[1-F(x_{ini0},\theta)]$$

对于 k 个系统，由于它们之间是相互独立的，得似然函数

$$L_k=\prod_{i=1}^{k}(n_i+1)!\prod_{i=1}^{k}\prod_{j=1}^{n_i} f(x_{ij},\theta)\prod_{i=1}^{k}[1-F(x_{ini0},\theta)]$$

为计算方便，引入对数

$$\ln L_k=\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}\ln f(x_{ij},\theta)+\sum_{i=1}^{k}\ln[1-F(x_{ini0},\theta)]$$

使 $\ln L_k$ 达到最大值的 θ 值(即 $\theta_1,\theta_2,\cdots$值)就是所求的分布参数估计值。对于威布尔分布，将分布函数

$$F(x)=1-\exp\left[\left(-\frac{x}{\eta}\right)^m\right]$$

和分布概率密度函数 $f(x)$ 代入上述过程，得威布尔分布的参数估计公式

$$\frac{1}{m}=\frac{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}x_{ij}^m\ln x_{ij}+\sum_{i=1}^{k}x_{ini0}\ln x_{ini0}}{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}x_{ij}^m+\sum_{i=1}^{k}x_{ini0}^m}-\frac{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}\ln x_{ij}}{\sum_{i=1}^{k}n_i}$$

$$\eta=\left(\frac{\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n_i}x_{ij}^m+\sum_{i=1}^{k}x_{ini0}}{\sum_{i=1}^{k}n_i}\right)^{1/m}$$

3　蒙特卡洛法模拟验证

以上从理论上证明了笔者提出的威布尔分布的参数估计公式，下面用蒙特卡洛法来验证。

3.1　产生多组均匀独立的随机数[2]

绝对均匀独立的随机数的产生比较困难，在此采用线性同余法。给出置信度 $\alpha=0.99$ 来产生每组400个共4组的伪随机数，并进行均匀性、独立性检验，结果如下。

均匀性检验：K-S检验，$D=0.022\ 684$，$D_\alpha=0.081\ 500$，$D<D_\alpha$。

独立性检验：分别取每个伪随机数间的间隔为1～8，其 $\mu_{max}=2.119\ 760\leqslant Z_{0.99}$(＝

2.325)。

3.2 反算法[3]

由随机数产生出符合威布尔分布的随机变量 $x=\eta[-\ln(1-u_i)]^{1/m}$。其中:$u_i$ 为随机数;m,η 分别为事先给定的形状和尺度参数。

3.3 检验参数估计公式

根据所产生的符合威布尔分布的随机变量和事先给定的 m_0 及 η_0 值,由参数估计公式算出估计值 $\hat{m}$,$\hat{\eta}$。若 m_0,η_0 与 $\hat{m}$,$\hat{\eta}$ 比较接近,则说明参数估计公式是正确的,用蒙特卡洛法进行模拟是可行的。具体模拟结果如下。

1)全子样。其模拟结果如表 1 所示。可以看出,用参数估计公式对 m 的估计值 $\hat{m}$,其误差稳定在 1.64%左右,对 η 的估计值 $\hat{\eta}$ 则小于 1%。

表 1　全子样模拟结果

给定值		模拟值		$[(\hat{m}-m_0)/m_0]$/%	$[(\hat{\eta}-\eta_0)/\eta_0]$/%
m_0	η_0	$\hat{m}$	$\hat{\eta}$		
0.872 146	52.0	0.886 507 07	51.613 995	1.646 70	−0.742 3
0.958 721	52.0	0.974 457 26	51.647 573	1.641 37	−0.677 7
1.000 000	73.0	1.016 406 30	72.525 397	1.640 63	−0.650 1
1.200 000	43.0	1.219 687 50	42.766 906	1.640 62	−0.542 1

2)无替换截尾子样。假设有 400 台车试验,统计其首次故障时间,进行截尾试验。其结果如表 2 所示,可以看出相对误差均在 3%以内。

表 2　无替换截尾子样模拟结果

给定值		模拟值		$[(\hat{m}-m_0)/m_0]$/%	$[(\hat{\eta}-\eta_0)/\eta_0]$/%	最大故障值	截尾值
m_0	η_0	$\hat{m}$	$\hat{\eta}$				
1.0	16.0	0.996 3	15.627 4	−0.362 5	−2.328 8	93.55	73
1.0	8.0	0.995 4	7.850 5	−0.456 2	−1.868 8	46.78	40
1.0	6.0	0.998 4	5.905 4	−0.159 4	−1.576 7	35.08	30
0.97	5.0	0.962 7	4.899 0	−0.752 6	−2.019 2	30.88	25
0.87	5.0	0.856 0	4.853 0	−1.609 2	−2.938 4	38.06	35

3)有替换截尾子样。假设有 4 台车试验(第 4 台为中止子样),每台车可能会在截尾试验时间内发生最多 400 次故障,按 5 900,5 850,5 800 h 截尾,其结果如表 3 所示。可以看出,随着截止试验时间的缩短,误差逐渐增加,但相对误差均在 4%以内。

表 3　有替换截尾子样模拟结果

给定值		模拟值		$[(\hat{m}-m_0)/m_0]$/%	$[(\hat{\eta}-\eta_0)/\eta_0]$/%	最长试验时间/h
m_0	η_0	$\hat{m}$	$\hat{\eta}$			
1.0	15.0	1.020 9	15.095 3	2.093 8	0.635 3	6 190
1.0	15.0	1.027 1	15.132 7	2.718 7	0.884 7	6 190
1.0	15.0	1.037 3	15.253 0	3.734 4	1.686 7	6 190

4 实 例

某型车用发动机3台，进行600 h恒定应力加速寿命试验，其故障发生时间如下：

第1台

50，100，200，250，300，325，385，475，475，500，550，550，553，593，600 h

第2台

48，116，158，171，234，250 h

第3台

试验进行至143 h时，由于连杆断裂而发生捣缸的严重故障，试验被迫中止。

上述试验数据符合前文所指出的车辆故障数据的特点，经验证符合更新过程。用本文提出的参数估计公式算得：$\hat{m}=1.0526953$，$\hat{\eta}=60.933213$。这样就可得出该型发动机的故障统计模型

$$F(t)=1-\exp\left[-\left(\frac{t}{60.933\,213}\right)^{1.052\,695\,3}\right]$$

由此按可靠性方法可得出该型发动机的可靠性变化规律。

5 结 论

模拟验证的结果表明：用所提出的车辆可靠性分析中威布尔分布参数的估计公式估计出的参数与事先给定的参数值比较接近，最大误差小于4%，该公式可用于估计早期故障数据分布函数的参数，并由此得出它们的统计模型和变化规律；用蒙特卡洛法对参数估计公式进行模拟验证是可行的。

参 考 文 献

1 Cao Zhengqing，Zhang Jiaji. Application of reliability statistic method to data base system of tractor failures. In：Zhang Wei，Guo Peiyu，Zhang Senwen，eds. Agri Engi and Rural Devel (ICAE-1992)(Ⅱ). Beijing：Int Acad Pub，1992. 62～65

2 熊光楞，肖田元，张燕云. 连续系统仿真与离散事件系统仿真. 北京：清华大学出版社，1991. 180～187

3 冯允成，杜端甫，梁叔平，等. 系统仿真及其应用. 北京：机械工业出版社，1992. 57～60